

# Soluções das Provas do ano lectivo de 2003/004 <sup>1</sup>

## Exame de 10/07/004

### I

1. a) 0.518.      1. b) i) 0.4754      1. b) ii) 0.8717.

1. c)  $X \sim \text{Geométrica}(p \approx 0.482)$ ,  $E(X) = 2.075$ .

2.  $\sigma \approx 545.59$  horas.

### II

a)  $\text{Corr}(X, Y) = \rho_{X, Y} = 0.1166$  pelo que as variáveis  $X$  e  $Y$  estão positivamente correlacionadas.      b)  $E(X|Y = 1) = 0.4$ .

### III

1. a) Verificar que  $E(S^2) = \sigma^2$ .

1. b)  $IC_{99\%}(\mu) = (22.447, 25.313)$ .

1. c)  $H_0 : \mu = 24$  ( $H_0 : \mu \geq 24$ ) vs.  $H_1 : \mu < 24$ ,  $t_{obs} = -0.272 \notin R_{0.05} = (-\infty, -1.833)$ ; não rejeitar  $H_0$  para  $\alpha \leq 0.05$ ; valor- $p \in (0.30, 0.40)$ , não rejeitar  $H_0$  para  $\alpha \leq 30\%$  e rejeitar  $H_0$  para  $\alpha \geq 40\%$ , pelo que  $H_0$  não é rejeitada para os níveis de significância usuais.

2. a) Pretende-se testar  $H_0 : X \sim F_X(x) = (1 - e^{-x})^{10}$  vs.  $H_1 : X$  não tem essa distribuição  $F_X(x)$ ;  $q_{obs} = 4.8907 \notin R_{0.10} = (7.779, +\infty)$ ; não rejeitar  $H_0$  para  $\alpha \geq 0.10$ .

### IV

a)  $\hat{\beta}_0 = 52.10$ , estima-se que a média da pressão sanguínea à nascença, para crianças do sexo masculino, seja de 52.10 (se a recta estimada também for adequada para as idades inferiores a 5 anos);  $\hat{\beta}_1 = 1.70$ , estima-se que em cada ano a pressão sanguínea média, para rapazes entre os 5 e 13 anos aumente de 1.70.

b)  $IC_{99\%}(E(Y|x = 10)) = (67.115, 71.085)$ .

c)  $R^2 \approx 0.877$ ; como 85% da variabilidade de  $Y$  é explicada pela recta estimada, podemos considerá-la um ajustamento adequado.

## Exame de 24/06/004

### I

1. a) 0.0082.      1. b) 0.0072.

---

<sup>1</sup>Secção de Estatística e Aplicações, IST, Setembro de 2004

**3. b)**  $P(X \geq 17) = 1 - \sum_{x=0}^{16} \binom{120}{x} \left(\frac{1}{6}\right)^x \left(\frac{5}{6}\right)^{120-x}$ .

**3. c)**  $P(X \geq 17) \approx 0.8051$  (com correcção de continuidade),  $P(X \geq 17) \approx 0.8365$  (sem correcção de continuidade); como  $n = 120$  é grande espera-se que a aproximação seja boa, quer se aplique ou não a correcção de continuidade.

## II

**a)**  $f_X(x) = \begin{cases} x + \frac{1}{2}, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{c.c.} \end{cases}, Y \stackrel{d}{=} X$ .

**b)**  $Corr(X, Y) = \rho_{X,Y} = -0.09(09) < 0$ , pelo que as variáveis  $X$  e  $Y$  estão negativamente correlacionadas, apresentando um grau de associação linear quase nulo.

## III

**1. a)**  $\hat{\lambda} = \bar{x} = 0.11, P(\widehat{X} > 10) = 0.3328$ .

**1. b)**  $H_0 : \mu = 10$  ( $H_0 : \mu \leq 10$ ) vs.  $H_1 : \mu > 10$ ,  $t_{obs} = -1.301 \notin R_{0.05} = (1.6449, +\infty)$ ; não rejeitar  $H_0$  para  $\alpha \leq 0.05$ .

**2. b)**  $q_{obs} = 3.1 \notin R_{0.05} = (9.488, +\infty)$ , não rejeitar a hipótese da v.a.  $X$  ter a função de distribuição indicada pelo meteorologista para  $\alpha \leq 0.05$ ; valor- $p \in (0.5, 0.6)$ , não rejeitar a hipótese para  $\alpha \leq 50\%$  e rejeitar para  $\alpha \geq 60\%$ .

## IV

**a)**  $IC_{90\%}(\beta_1) = (324.9769, 583.3405)$ . Dado que  $\beta_1 = 0 \notin IC_{90\%}(\beta_1)$ , será de rejeitar a hipótese  $H_0 : \beta_1 = 0$  (modelo não adequado) para  $\alpha = 10\%$ .

**b)**  $IC_{90\%}(E(Y|x = 0.55)) = (114.9670, 303.0398)$ .

**c)**  $R^2 \approx 0.6235$ ; como 62.35% da variabilidade de  $Y$  é explicada pela recta estimada, podemos considerá-la, quando muito, um ajustamento razoável.

## Teste de 15/05/004 às 9h (Teste A)

### I

**1. a)**  $0.7(6)$ .      **1. b)**  $\frac{17}{23} \approx 0.739$ .

**2**  $X \sim \text{Geométrica}(p = 0.1), P(X \geq 3) = 0.81$ .

**3. b)**  $Y \sim \text{Binomial}(n = 50, p = 0.195), P(Y \geq 10) = 1 - \sum_{y=0}^9 \binom{50}{y} 0.195^y 0.805^{50-y} \approx 0.5359$ .

### II

$$\text{a) } P(X = x) = \begin{cases} 0.27, & x = 0 \\ 0.48, & x = 1 \\ 0.25, & x = 2 \\ 0, & \text{c.c.} \end{cases}, \quad \text{Moda}(X) = \text{Mediana}(X) = 1.$$

b)  $\text{Corr}(X, Y) = \rho_{X, Y} = -0.039 < 0$  pelo que as variáveis  $X$  e  $Y$  estão negativamente correlacionadas, apresentando um grau de associação linear quase nulo.

$$\text{c) } P(X = x|Y = 1) = \begin{cases} \frac{23}{48}, & x = 0, 2 \\ \frac{2}{48}, & x = 1 \\ 0, & \text{c.c.} \end{cases}.$$

### Teste de 15/05/004 às 11h (Teste B)

#### I

1. a) 0.51.      1. b)  $\frac{12}{17} \approx 0.706$ .

2. a)  $P(X > 15) = 0.1587$ .

2. b)  $Y \sim \text{Binomial}(n = 6, p = 0.1587)$ ,  $P(Y = 10) = 0.006734$ .

3. a)  $X \sim \text{Poisson}(\lambda = 18)$ ,  $P(16 \leq X \leq 25) = 0.6687$ .

3. b)  $\approx 0.684$  (com correcção de continuidade),  $\approx 0.6313$  (sem correcção de continuidade); pode-se considerar que o valor obtido é uma boa aproximação, devido ao facto de  $\lambda > 5$ .

#### II

a)  $P(X = 2, Y = 1) = 0.15$ .

b)  $E(X) = E(X|Y = 1) = 1$ , mas pelo facto de serem iguais não se pode concluir que as variáveis sejam independentes.

c)  $P(X > Y) = 0.22$ . d)  $T = 75X + 450Y$ ,  $E(T) = 660$  euros e  $\sqrt{\text{Var}(T)} \approx 293.94$  euros.

### Exame de 07/02/004

#### I

1. a) 0.35.      1. b)  $\approx 0.8154$ .

2. a)  $X \sim \text{Hipergeom}(N = 10000, M = 100, n = 500)$ ,  $P(X \geq 2) = 1 - \sum_{x=0}^1 \frac{\binom{100}{x} \binom{9900}{500-x}}{\binom{10000}{500}}$ .

2. b)  $X \sim \text{Binomial}(500, 0.01)$ ,  $P(X \geq 2) = 0.9602$ .

2. c)  $P(X \geq 2) \approx 0.9418$ ; Não é relevante.

#### II

- a)  $P(X > 0.5) = 0.625$ .      b)  $P(X > 0.5|Y = 0.75) = 0.6$ ;  $X$  e  $Y$  são v.a. dependentes.

### III

1. a)  $IC_{95\%}(\mu_1 - \mu_2) = ]-34.72, -27.28[$ .

1. b)  $H_0 : \mu_1 = 280$  ( $H_0 : \mu_1 \leq 280$ ) vs.  $H_1 : \mu_1 > 280$ ,  $t_{obs} = 7.5 \in R_{0.01} = (2.374, +\infty)$ ; rejeitar  $H_0$  para  $\alpha \geq 0.01$ .

2. b)  $q_{obs} = 7.628$ ; valor- $p \in (0.05, 0.075)$ , não rejeitar a hipótese de que o número de óvulos fecundados por experiência tem distribuição *Binomial*(6,  $p$ ), para  $\alpha \leq 5\%$  e rejeitar essa hipótese para  $\alpha \geq 7.5\%$ .

### IV

a)  $\hat{\beta}_0 = -47698.11$ ,  $\hat{\beta}_1 = 37075.47$ ;  $E(Y|\widehat{x} = 7) = 211830.18$ .

b)  $R^2 \approx 0.85$ , o modelo de regressão linear explica cerca de 85% da variabilidade de  $Y$ .

c)  $IC_{90\%}(\beta_1) = ]16004.26, 58146.68[$ . Dado que  $\beta_1 = 0 \notin IC_{90\%}(\beta_1)$ , será de rejeitar a hipótese  $H_0 : \beta_1 = 0$  (modelo não adequado) para  $\alpha = 10\%$ .

## Exame de 17/01/004

### I

1. a) 0.053.      1. b)  $\approx 0.075$ .      1. c)  $\approx 0.094$

2. a) 0.2.      2. b) 0.7939.      2. c) 0.0009.

### II

a)  $P(X = 2, Y = 120) = 0.35$ .

b)  $E(Y) = 96$  seg e  $E(Y|X = 2) \approx 101.54$  seg; como  $E(Y) \neq E(Y|X = 2)$  pode concluir-se que as variáveis  $X$  e  $Y$  não são independentes.

### III

1. b)  $\lambda = \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}$ .

2. a)  $IC_{95\%approx}(p) = ]0.2522, 0.3078[$       2. b) O intervalo de confiança pode ser usado para tomar uma decisão no teste das hipóteses  $H_0 : p = p_0$  vs.  $H_1 : p \neq p_0$ , quando se usar a estatística de teste  $T = \frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{\frac{\bar{X}(1-\bar{X})}{n}}} \sim N(0, 1)$ , da seguinte forma: se  $p_0 \in IC_{95\%approx}(p)$  não será de rejeitar  $H_0$  para  $\alpha = 5\%$ ; se  $p_0 \notin IC_{95\%approx}(p)$  será de rejeitar  $H_0$  para  $\alpha = 5\%$ .

3. a)  $E(X_i) = np_i = 500 \times \frac{1}{5} = 100$ ,  $i = 1, 2, \dots, 5$ . Como  $q_{obs} = 20 \in R_{0.01} = (13.28, +\infty)$  será de rejeitar a hipótese que há igual apetência nas 5 sub-regiões para  $\alpha = 1\%$ .

3. b) Valor- $p = 0.0005$ , rejeitar a hipótese que há igual apetência nas 5 sub-regiões para

$\alpha \geq 0.05\%$  e não rejeitar essa hipótese para  $\alpha < 0.05\%$ .

#### IV

1. a)  $E(\widehat{Y}|x) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x = -75.248 + 0.858x$ ;  $\hat{\sigma}^2 = 27.426$ .

2. b) Pretende-se testar  $H_0 : \beta_1 = 0$  vs.  $H_1 : \beta_1 \neq 0$ , como  $t_{obs} = 10.094 \in R_{0.05} = (-\infty, -2.101) \cup (2.101, +\infty)$  será de rejeitar  $H_0$  para  $\alpha = 5\%$ , logo o modelo parece ser adequado;  $R^2 \approx 0.85$ , o modelo de regressão linear explica cerca de 85% da variabilidade de  $Y$ .

#### Teste de 15/11/003 às 9h (Teste A)

##### I

1. a) 0.22.      1. b)  $\approx 0.2307$

2. a) 166.449.      2. b) 0.3264.      2. c) 0.3483.

##### II

a)  $E(X) = 1$  e  $Var(X) = 0.7$ .

b) Dado que  $P(Y = 1|X = 2) = \max_y P(Y = y|X = 2)$ , conclui-se que para um aluno com assiduidade superior a 90% será mais provável uma classificação entre 14 e 18.

c)  $E(Y|X = 1) = 0.16(6)$ .

d)  $Corr(X, Y) = \rho_{X, Y} \approx 0.675 > 0$  pode concluir-se que as v.a. são dependentes e estão positivamente associadas apesar do grau de associação linear não ser elevado, i.e há tendência para variarem no mesmo sentido pelo que o sucesso escolar tenderá a aumentar com a assiduidade.

#### Teste de 15/11/003 às 11h (Teste B)

##### I

1. a) 0.136.      1. b) 0.625.

2. a)  $X \sim Normal(\mu = 752.9, \sigma^2 = 400)$ .

2. b)  $Y \sim Binomial(20, 0.95)$ ,  $P(Y \geq 10) = 1$ ;  $E(Y) = 19$ .

2. c) Seja  $T$  a v.a. que representa o preço (em euros) da VAP para o referido cliente,

$$F_T(t) = \begin{cases} P(X \leq x | X < 720) = \frac{F_X(x)}{F_X(720)} = 20F_X(x), & t < 720 \text{ e } x = t \\ 1, & t \geq 720 \end{cases} \quad e$$

$$f_T(t) = \begin{cases} \frac{20}{\sqrt{2\pi 400}} \exp\left(-\frac{1}{800}(t - 752.9)\right)^2, & t < 720 \\ 0, & t \geq 720 \end{cases}$$

## II

**a)**  $E(X) = 0.2$  e  $Var(X) = 0.18$ .      **b)**  $a = 0.18$ ,  $b = 0.005$  e  $c = 0.805$

**c)**  $Var(Y|X = 2) = 1 \neq Var(Y) = 0.18$ , pelo que se pode concluir que  $X$  e  $Y$  são dependentes.

**d)**  $Corr(X, Y) = \rho_{X,Y} = 0.8(8) > 0$  pode concluir-se que as v.a. são dependentes e estão positivamente associadas com um grau de associação linear elevado.